

金融風險管理季刊
民95，第二卷，第四期，49-71

利率對稱與不對稱轉嫁機制： 門檻共整合模型應用

Symmetric and Asymmetric Pass-Through Mechanisms of Interest Rates:

An Application of the Threshold Cointegration Model

王冠閔

Kuan-Min Wang

僑光技術學院財務金融系助理教授

方文碩*

Wen-Shwo Fang

逢甲大學經濟系教授

摘要

本文分別利用對稱共整合 (Engle and Granger, 1987) 與不對稱門檻共整合 (Enders and Siklos, 2001) 檢定美國與亞洲等11個國家市場存(放)款利率與貨幣市場利率間是否存在長期轉嫁機制，此即，銀行是否會將貨幣市場利率調整的成本，移轉至存、放款利率。實證結果發現，不同國家有不同的利率轉嫁模型，七個國家出現不對稱調整的利率轉嫁效果，二個國家為對稱調整，另外二個國家則沒有任何調整機制，其中 (1) 不存在共整合長期關係的有中國大陸、日本、韓國等的存款利率，及日本、韓國、與美國的放款利率，(2) 存在對稱且完全轉嫁機制的有印尼與馬來西亞的放款利率，(3) 出現不對稱且完全轉嫁機制的僅有美國存款利率，(4) 具有對稱且不完全轉嫁機制的有中國大陸、新加坡、與泰國的放款利率，及泰國的存款利率，(5) 不對稱調整但不完全轉嫁的有香港、印尼、馬來西亞、菲律賓、新加坡、台灣的存款利率，及香港、菲律賓、台灣的放款利率。一般來說，一個普遍存在的特徵是，當貨幣市場利率改變時，利潤極大化銀行一致性的策略為同方向調整與加、減碼存、放款利率。

關鍵詞：利率、轉嫁、對稱共整合、不對稱門檻共整合

JEL分類代號：C15, E40, E50

* 本文感謝三位匿名審稿人及編輯委員的寶貴建議，使本文的內容更為充實，特此致謝。

** 作者通訊：方文碩，台中市文華路100號，TEL：(04)24517250#4452，E-mail：wsfang@fcu.edu.tw。

Abstract

Using symmetric cointegration (Engle and Granger, 1987) and asymmetric threshold cointegration (Enders and Siklos, 2001), this study examines whether there exists a pass-through mechanism of interest rates between the money market and the markets in the US and 10 Asian countries. That is, do banks pass the cost of money market rate adjustment through deposit and loan rates? Empirical results show that different countries have different pass-through mechanisms. In the sample, seven countries exhibit asymmetric pass-through, two are symmetric, and the other two emerge no pass-through. In sum, (1) no long-run cointegration exists for the deposit rate in China, Japan, and Korea, and for the loan rate in Japan, Korea, and the US. (2) A symmetric and complete pass-through emerges for the loan rate in Indonesia and Malaysia. (3) An asymmetric and complete pass-through occurs only for the deposit rate in the US. (4) A symmetric but non-complete pass-through exists for the loan rate in China, Singapore, and Thailand, and for the deposit rate in Thailand. And finally, (5) most countries have asymmetric and non-complete pass-through for the deposit rate as in Hong Kong, Indonesia, Malaysia, the Philippines, Singapore, and Taiwan, and for the deposit rate in Hong Kong, the Philippines, and Taiwan. Generally, the common strategy observed in our sample countries is that when the money market rate changes, profit-maximization banks tend to raise or lower the market deposit or loan rate with certain markup or markdown.

Key Words: Interest rates, pass-through, symmetric cointegration, asymmetric threshold cointegration

JEL Classification: C15, E40, E50

1. 前言

利率轉嫁機制的重要性，在於一國央行可藉由此傳導機制執行貨幣政策，央行調整政策利率，透過中間目標，影響銀行零售利率，抵制通貨膨脹或達成經濟成長等標的。然而，此一貨幣政策的機制要能有效影響到未來產出水準以及通貨膨脹率，政策利率的改變，必須使貨幣市場利率以及銀行零售利率有相當程度的反應與調整。

何謂利率轉嫁？「轉嫁」意謂，政府因應景氣變化而調整政策利率時，貨幣市場

利率（如銀行之間的拆款利率）也隨之改變，銀行會將貨幣市場利率改變的成本移轉給銀行的零售利率（如、存款或放款利率），此過程稱為利率的「轉嫁」。若銀行將成本完全反應到零售利率，此稱利率的完全轉嫁 (complete pass-through)。事實上，由於契約、個別銀行財務結構、或制度的考量，銀行可能無法立即反應此成本，通常銀行會將成本部份移轉給消費者（如存款人與借款人）負擔，而另外給予一個利率的固定加碼，此貨幣市場利率與銀行零售利率之間非1比1比例的轉嫁，稱為利率的不完全轉嫁 (non-complete pass

through)。零售利率與貨幣市場利率之間也可能存在轉嫁比率大於1的狀況，本研究此稱為利率的過度轉嫁 (over pass-through)，但此型式的轉嫁通常伴隨著一個固定的利率減碼定價。

由於利率的決定，及零售利率與貨幣市場利率之間的轉嫁過程，可能會因一國經濟政策與管制程度之差異而有所不同。不同的零售利率，其轉嫁過程，可能存在不同的轉嫁機制；例如，經濟景氣循環過程，短期市場失衡的資訊結構，可能使不同型態零售利率反應貨幣市場利率的調整，存在不對稱的轉嫁機制。

何謂不對稱利率轉嫁？當銀行利率的調整，因長期誤差值的改變而存在差異時，使得均數回復過程為不對稱，此稱為不對稱的轉嫁機制。若長期誤差值的差異不會影響利率的調整，均數回復過程為對稱，此稱為對稱的轉嫁機制。

Borio (1997) 認為，多數國家央行會操控短期貨幣市場利率執行貨幣政策。Manna et al. (2001) 指出，貨幣政策傳導過程中，貨幣市場短期利率的改變是央行執行貨幣政策時一個非常重要的步驟。Bredin et al. (2001) 亦認為，貨幣政策執行的關鍵要素，是短期政策利率改變轉嫁到廠商與個人零售利率的程度大小與調整速度。

決定存、放款利率的理論，Hannan and Berger (1991)、Neumark and Sharpe (1992) 與Freixas and Rochet (1997)，對於存、放款利率的決定認為，在不完全競爭的銀行體系，銀行零售利率的決定，除了受到存款

的供給及貸款的需求影響之外，短期貨幣市場利率的影響是一個關鍵因素。因為貨幣市場利率的敏感度相當高，最能反應金融體系內資金的流通與變化。因此，存、放款利率與貨幣市場利率之間可能存在穩定的長期關係。

探討利率轉嫁機制的文獻，一般較常得到的結論是，銀行的利率相對央行政策利率的改變，銀行零售利率的調整會比較緩慢。Cottarelli and Kourelis (1994)，Mojon (2000)，Ehrmann et al. (2001)，和Horváth et al. (2004) 認為，銀行之間或銀行與非金融仲介之間的競爭，各國銀行體系資本化程度，以及利率波動等因素，均會使得利率傳導的過程中，轉嫁的幅度與速度有所差異。Fuertes and Heffernan (2005)指出，金融機構的整合不易，以及市場借款者及存款者會因為習慣及沉入成本 (sunk cost) 而影響市場零售利率的決定，銀行可能會對利率採取差別取價，此一作法會使得零售利率在短時間內無法立即反應央行政策利率的改變，零售利率存在調整並不完全。

傳統文獻分析利率的轉嫁機制是否存在時，大多假設以對稱訊息（或線性）的架構探討利率傳導的轉嫁機制。然而，當此機制不存在時，代表央行無法有效地利用政策利率或短期貨幣市場利率來執行貨幣政策。但我們認為，利率傳導的轉嫁機制事實上可能是存在的，但銀行零售利率的調整可能會因為不對稱訊息的影響，使得銀行零售利率相對於短期貨幣市場利率的調整，產生不同的利率轉嫁機制，例如

不完全轉嫁或完全轉嫁的利率機制。

探討利率不對稱調整的實證文獻，Frost and Bowden (1999) 則發現紐西蘭抵押借款利率與銀行定期存單利率之間存在不對稱的關係。Bohl and Siklos (2001) 發現德國長、短期利率之間的具有不對稱的共整合關係。

Sander and Kleimeier (2002) 認為，零售利率調整的過程與貨幣市場利率調整的方向或偏離長期均衡的方向有關，而利率之所以會存在不對稱調整，是因為追求利潤極大化的銀行，在市場為不完全競爭與調整成本的考量之下，放款需求與存款供給的利率彈性較低所導致的。

Sander and Kleimeier (2004) 亦發現，菜單成本 (menu cost) 的存在，會使銀行有意圖要將成本移轉給消費者負擔，因此相對於貨幣市場利率的改變，銀行的反應，使利率調整的幅度可能顯著地大於一個給定的門檻值，此時銀行利率存在不對稱調整均轉嫁機制原因，主要是因為完全競爭的條件被破壞，對應不同的景氣訊號，市場零售利率可能存在多重的調整機制，如利率完全轉嫁或不完全轉嫁，加碼或減碼的定價機制。

國際之間探討金融市場零售利率轉嫁機制的研究，多集中對美國或歐盟經濟體制，對於亞洲國家，較少文獻研究此一課題。亞洲國家自1997年金融危機發生迄至2004年底，由於美國聯邦準備利率不斷調降，東南亞各國為了防止國內資金外流，利率亦不斷跟著向下調整。另一方面，亞

洲經濟經歷金融風暴，各國之間競爭也日益擴大，銀行之間相互勾結與抗衡亦使得各國金融市場的訊息變化萬千，市場充斥不對稱的訊息，在此情況下，各國政府與投資人對於未來景氣的預測可能不一致，再加上各國政府或多或少對本國（或外國）資金都會進行管制，而這些管制均時常伴隨著央行政策利率的調整。綜合多種因素，銀行對於央行政策利率的改變，可能使得市場銀行零售利率長期關係調整的過程當中，存在著非線性的調整過程，此意義隱含存、放款利率與貨幣市場利率之間可能存在不對稱的長期關係。

本文主要針對中國大陸、香港、印尼、日本、南韓、馬來西亞、菲律賓、新加坡、泰國、台灣與美國等11個國家，檢測金融市場存、放款利率與貨幣市場利率之間長期轉嫁機制是否存在。傳統文獻利用對稱共整合檢定法，檢驗轉嫁機制是否存在，如一般最常使用Engle and Granger (1987) 共整合檢定法，常會得到轉嫁機制不存在的結論。另外，既使對稱的轉嫁機制存在，亦可能忽略了不對稱訊息結構的轉嫁機制，因為不論轉嫁機制在對稱訊息下是否存在，均有可能存在於不對稱訊息的結構下。因此我們分別進行對稱與不對稱模型的實證檢驗。我們認為，若利率之間的長期關係是不對稱的，只利用對稱訊息的模型來進行分析，可能偏誤利率之間轉嫁關係以及獲致利率轉嫁機制不存在的結論，另外，也可能忽視市場不對稱訊息對利率定價與轉嫁，有不同的影響效果。

我們分別利用Engle and Granger (1987)的共整合檢定法與Enders and Siklos (2001)建議的兩種不對稱門檻共整合檢定法，TAR (Threshold autoregressive) 與MTAR (Momentum threshold autoregressive) 檢定法，檢驗各國金融市場存、放款利率與貨幣市場利率之間長期關係是否存在。¹

本文主要研究目的有2：(1) 我們檢驗各國金融市場存、放款利率相對貨幣市場利率的調整，是完全轉嫁或不完全轉嫁的調整機制，(2) 我們檢驗利率轉嫁機制是否穩定，此即在檢定利率之間是否存在著對稱或不對稱的共整合關係。

本文的實證結果發現，11個國家中，7個國家出現不對稱調整的利率轉嫁效果，2個國家為對稱調整，2個國家沒有任何調整機制，如：(1) 共整合關係不存在的有：中國大陸、日本、韓國等3國的存款利率，以及日本、韓國、與美國等3國的放款利率，(2) 存在對稱且完全轉嫁機制的有：印尼與馬來西亞等2國的放款利率，(3) 存在不對稱且完全轉嫁機制僅有美國的存款利率，(4) 存在對稱且不完全轉嫁機制的有：中國大陸、新加坡、與泰國等3國的放款利率，以及泰國的存款利率；(5) 存在不對稱且不完全轉嫁機制的有：香港、印尼、馬來西亞、菲律賓、新加坡、以及台灣等6國的存款利率，香港、菲律賓、以及台灣等3國的放款利率。另外，本文亦發現，當貨幣市

場利率改變時，利潤極大化銀行一致性的策略為同方向調整與加、減碼存、放款利率。

本文共分為4節，除第1節前言之外，第2節為實證方法的介紹，第3節為資料來源與實證結果，第4節為結論。

2. 實證方法

Enders and Siklos (2001) 認為，當誤差修正項的調整方式是不對稱或具有門檻效果時，Engle-Granger共整合檢定會產生模型錯誤設定的問題。本文利用Enders and Siklos (2001) 建議的TAR與MTAR模型檢驗金融市場存、放款利率與貨幣市場利率之間，是否存在不對稱的長期均衡關係。

Burgstaller (2005)指出零售利率不對稱調整可能肇因於偏離長期均衡關係之事實，偏離程度則反應在誤差修正項上，正的均衡誤差代表政策或市場利率下降，負的均衡誤差則為嚴格的貨幣政策或拆款市場成本的增加；Tkacz (2001)、Kleimeier and Sander (2006) 以及Sander and Kleimeier (2002, 2004)利用TAR與MTAR模型檢定誤差修正項，證明利率不對稱關係，據以解釋共整合關係。

我們首先假設變數 $\{y_{1t}, \dots, y_{nt}\}$ 的整合秩 (rank) 均為I(1)。根據Engle and Granger (1987) 共整合檢定的設定，變數之間的長期

¹ Hansen and Seo (2002) 提供門檻共整合另一著手法。

均衡關係為：

$$y_{1t} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_2 y_{2t} + \dots + \hat{\beta}_n y_{nt} + e_t \quad (1)$$

(1)式中 $\hat{\beta}_i$ 表示估計參數， e_t 為誤差項，當長期關係存在時， e_t 為一個穩定的時間序列。為了檢定變數之間是否存在共整合關係，我們利用下式對 e_t 進行單根檢定：

$$\Delta e_t = \rho e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

(2)式中 ε_t 的為一白噪音 (white noise) 的過程，當 $-2 < \rho < 0$ 時，存在對稱穩定的長期關係。在對稱的模型中，不論 e_{t-1} 值是正或負， e_t 值的改變均等於 ρ 乘上 e_{t-1} 值。然而，若長期關係是非對稱穩定時，對稱調整的假設便會有模型錯誤設定的問題產生。Enders and Granger (1998) 與 Enders and Siklos (2001)，假設長期均衡偏差是模型不對稱調整的訊息來源，設立門檻自我迴歸 (TAR) 模型，檢定不對稱訊息結構下長期均衡是否存在，TAR模型設定如下：

$$\Delta e_t = I_t \rho_1 e_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

(3)式中的 I_t 為一指標變數 (indicator variable)：

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } e_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{if } e_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (4)$$

(4)式表示，當 e_{t-1} 值大於或等於門檻值 τ 時，調整係數為 ρ_1 ，調整幅度為 $\rho_1 e_{t-1}$ 。當 e_{t-1} 值小於門檻 τ 值時，調整係數為 ρ_2 ，調整幅度為 $\rho_2 e_{t-1}$ 。由於非線性模型的真實特性未知，Enders and Siklos (2001) 進一步假設， e_{t-1} 值的改變值 Δe_{t-1} ，代表利率調整的動能 (momentum)，亦可能是不對稱訊息的結構中，促進利率不對稱調整的因素，此時不對稱的TAR模型，稱為MTAR (Momentum-TAR) 模型。MTAR模型設立如下：

$$\Delta e_t = M_t \rho_1 e_{t-1} + (1 - M_t) \rho_2 e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

此時指標變數 M_t 為：

$$M_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta e_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{if } \Delta e_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (6)$$

(6)式表示，當 Δe_{t-1} 值大於或等於門檻值 τ 時，調整係數為 ρ_1 ，調整幅度為 $\rho_1 e_{t-1}$ 。當 Δe_{t-1} 值小於門檻值 τ 時，調整係數為 ρ_2 ，調整幅度為 $\rho_2 e_{t-1}$ 。

另外，若(3)與(5)式存在自我相關時，可將TAR與MTAR模型可修正如下：

$$\Delta e_t = I_t \rho_1 e_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 e_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta e_{t-j} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\Delta e_t = M_t \rho_1 e_{t-1} + (1 - M_t) \rho_2 e_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta e_{t-j} + \varepsilon_t \quad (8)$$

不論 (7) 或 (8) 式， $\{e_t\}$ 序列為定性的充分條

件必須滿足 $-2 < (\rho_1, \rho_2) < 0$ 。在 $\{e_t\}$ 為定性且門檻值已知的情況下，利用最小平方方法估計的參數 ρ_1 及 ρ_2 ，具有漸近多變量常態分配一致性估計式的特性。為檢定不對稱門檻共整合關係是否存在，Enders and Siklos (2001) 利用 Φ 統計量進行檢定。 Φ 統計量是利用 F 分配檢定虛無假設 $\rho_1 = \rho_1 = 0$ 。當拒絕虛無假設 $\rho_1 = \rho_1 = 0$ ，且 $\rho_1 \neq 0$ 與 $\rho_2 \neq 0$ 時，表示共整合關係存在（或存在穩定的長期關係）。當共整合關係存在，可以進一步利用標準的 F 檢定來檢測對稱調整的虛無假設（ $\rho_1 = \rho_2$ ）是否成立。若接受對稱調整的虛無假設，則回到 Engle-Granger 共整合檢定的結果，表示變數之間的長期關係是對稱的，若拒絕 $\rho_1 = \rho_2$ ，表示存在不對稱調整的長期共整合關係。因此，在 Enders and Siklos (2001) 的門檻共整合檢定法中，對稱的 Engle-Granger 共整合檢定為一個特例。

另一方面，為了估計適當的門檻值，我們利用 Chan (1993) 的方法，估計 TAR 與 MTAR 模型中的門檻值 τ ，假設數列為 $\{y^j\}$ ， $j=1, \dots, T$ ，估計過程是先將 $\{y^j\}$ 由小至大排序， $y^1 < y^2 < \dots < y^T$ ，對每一個 y^j ，令 $\tau = y^j$ ，我們保留中間 70% 的觀察值，資料前後 15% 的觀察值事先予以排除，確保估計門檻值時所選取的觀察值是合適的，利用最小平方方法進行重覆估計，當殘差平方和 (sum of squared errors) 達到最小時所估計出的門檻值，為最適的門檻值。另外，利用 Φ 統計量進行檢定，相關的臨界值我們參考 Wane et al. (2004) 模擬的結果。

3. 資料來源與實證結果

本文使用月資料，使用內生變數的時間數列資料包括：存款利率 (DI_t)、放款利率 (LI_t) 及貨幣市場利率 (MI_t)，變數定義如表 1 所列。各國研究的樣本期間，中國大陸樣本期間由 1990 年 3 月至 2004 年 12 月，香港由 1994 年 1 月至 2004 年 12 月，其它 9 個國家的樣本期間皆由 1988 年 2 月至 2004 年 12 月。台灣的資料取自台灣經濟新報 (TEJ) 總體經濟資料庫，而其它 10 個國家的資料來源則為 IFS (International Financial Statistics) 統計資料庫。

圖 1 繪出 11 個樣本國家的三個市場利率時間走勢。不同國家的利率行為明顯不同，一般來說，放款利率最高；貨幣市場利率快速反應市場資金鬆緊，波動幅度最大，所有國家，除美國外，皆出現貨幣市場利率高於放款利率的情形；存款利率則是較低，且多與貨幣市場利率呈現相同的行為，此一特徵在美國更是明顯，台灣則為唯一的例外，樣本期間，存款利率相對穩定，且皆低於貨幣市場利率。

表 2 為變數水準項及一次差分項的 ADF (Augmented Dickey Fuller)、ERS (Elliott, Rothenberg and Stock, 1996)、與 NP-MZa (Ng and Perron, 2001) 單根檢定結果，在 5% 的顯著水準下，所有國家的利率變數均為 $I(1)$ 的定態 (stationary) 數列。Iregui et al. (2002) 設定存、放款利率與貨幣市場利率之間完全轉嫁的利差數列： $(DI_t - MI_t)$ 及 $(LI_t - MI_t)$ 為長期關係式，此隱含 2 個假設：

表1 變數定義

國別	代號	存款利率	代號	放款利率	代號	貨幣市場利率	代號
中國大陸	CHA	存款利率	DI_CHA	放款利率	LI_CHA	銀行間利率(期底值)	MI_CHA
香港	HK	存款利率	DI_HK	放款利率	LI_HK	貨幣市場利率	MI_HK
印尼	IND	3個月定期存款利率	DI_IND	資本放款利率	LI_IND	拆款利率	MI_IND
日本	JAP	存款利率	DI_JAP	放款利率	LI_JAP	拆款利率	MI_JAP
韓國	KOA	1年以上(含)定期存款利率	DI_KOA	最低DMB放款利率	LI_KOA	貨幣市場利率	MI_KOA
馬來西亞	MAL	3個月定期存款利率	DI_MAL	平均放款利率	LI_MAL	銀行間隔夜拆款利率	MI_MAL
菲律賓	PHI	61-90天定期存款利率	DI_PHI	所有期限平均放款利率	LI_PHI	貨幣市場利率	MI_PHI
新加坡	SIG	3個月定期存款利率	DI_SIG	最低放款利率	LI_SIG	3個月銀行間利率	MI_SIG
台灣	TWN	第一銀行活期存款利率	DI_TWN	第一銀行基本放款利率	LI_TWN	銀行間隔夜拆放款利率	MI_TWN
泰國	THA	3個月定期存款利率	DI_THA	放款利率	LI_THA </td <td>貨幣市場利率</td> <td>MI_THA</td>	貨幣市場利率	MI_THA
美國	US	次級市場3個月CDS定期存款利率	DI_US	銀行基本放款利率	LI_US	聯邦基金利率	MI_us

註：變數 DI_i 代表第 i 個市場的存款利率， LI_i 代表第 i 個市場的放款利率，而 MI_i 則代表第 i 個市場的貨幣市場利率。除台灣以外，其他10個國家的資料來源為IFS(International Financial Statistics)統計資料庫，台灣的資料來源為台灣經濟新報(TEJ)統計資料庫。樣本期間：中國大陸1990年3月~2004年12月，香港1994年1月~2004年12月，其他國家的樣本期間為1988年2月~2004年12月。

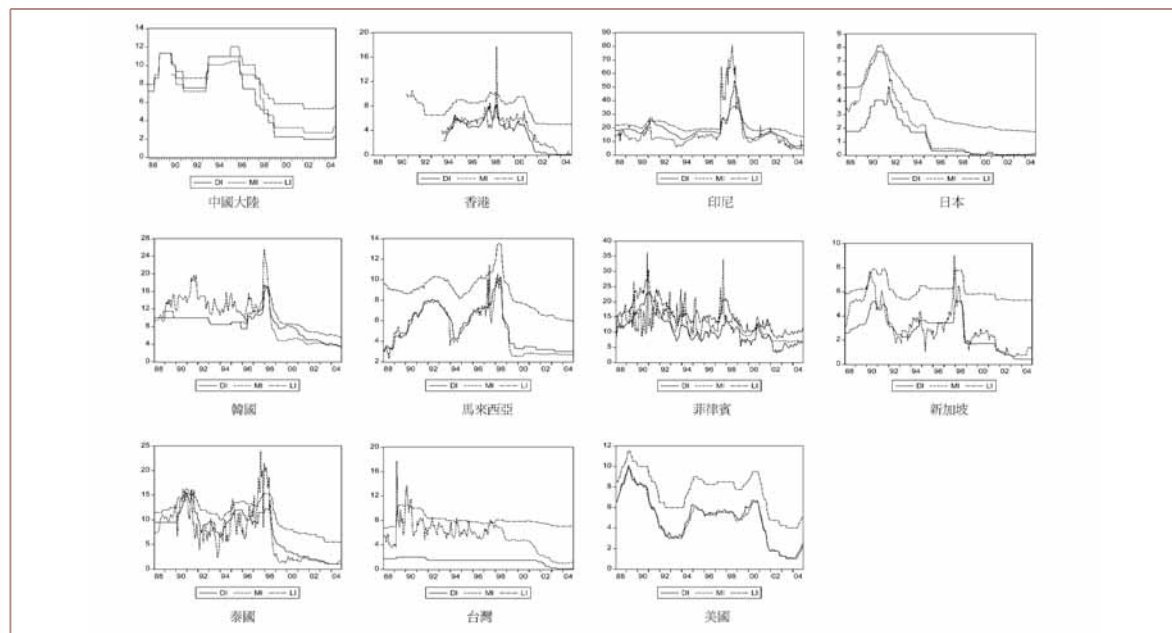


圖1 存款(DI)、貨幣市場(MI)、與放款(LI)利率走勢

表2 單根檢定

檢定法	變數	CHA	HK	IND	JAP	KOA	MAL	PHI	SIG	TWN	THA	US
ADF	DL_i	-0.387 [0]	-0.620 [0]	-2.541 [2]	-0.810 [1]	-1.796 [1]	-1.467 [1]	-1.640 [0]	-1.546 [1]	0.407 [2]	-0.742 [1]	-1.081 [1]
	LI_i	-0.618 [0]	-1.415 [3]	-1.935 [2]	-0.992 [2]	-1.524 [1]	-1.122 [1]	-1.428 [1]	-2.412 [1]	-2.367 [1]	-0.727 [2]	-1.471 [2]
	MI_i	-0.621 [0]	-1.332 [2]	-2.732 [0]	-1.394 [4]	-1.976 [1]	-1.484 [1]	-3.979 [2]	-1.816 [2]	-0.660 [8]	-2.126 [1]	-1.635 [2]
ERS	DL_i	23.69 [0]	5.008 [8]	7.201 [0]	7.706 [7]	7.025 [8]	10.30 [6]	4.585 [0]	15.34 [0]	12.29 [8]	13.77 [1]	11.89 [9]
	LI_i	15.01 [0]	14.56 [3]	5.440 [1]	16.79 [2]	5.173 [1]	9.156 [1]	5.524 [1]	6.995 [0]	5.905 [1]	10.78 [2]	6.989 [2]
	MI_i	50.29 [0]	33.96 [2]	3.292 [2]	7.517 [4]	5.113 [0]	9.041 [1]	9.362 [10]	3.584 [2]	11.10 [8]	3.891 [6]	8.187 [2]
NP-MZa	DL_i	-0.449 [0]	-1.431 [0]	-10.47 [2]	-3.708 [7]	-6.106 [1]	-2.749 [1]	-5.432 [0]	-0.928 [0]	-1.858 [2]	-1.115 [1]	-1.570 [1]
	LI_i	-1.342 [0]	0.026 [1]	-5.090 [1]	-1.322 [2]	-5.540 [1]	-2.513 [1]	-4.473 [1]	-3.475 [0]	-4.652 [1]	-1.838 [2]	-3.807 [2]
	MI_i	0.291 [0]	0.279 [2]	-7.638 [2]	-3.662 [4]	-4.999 [0]	-2.871 [1]	-2.459 [10]	-7.148 [2]	-1.753 [8]	-6.764 [6]	-3.357 [2]
一次差分項												
ADF	DL_i	-14.22*** [0]	-10.48*** [0]	-9.272*** [0]	-12.05*** [0]	-8.081*** [0]	-10.44*** [0]	-15.05*** [0]	-7.849*** [0]	-6.878*** [1]	-11.62*** [0]	-8.136*** [0]
	LI_i	-14.19*** [0]	-9.606*** [0]	-6.386*** [1]	-3.379*** [1]	-9.550*** [0]	-8.610*** [0]	-8.610*** [0]	-17.32*** [0]	-5.640*** [3]	-6.768*** [1]	-5.712*** [1]
	MI_i	-13.33*** [0]	-12.63*** [1]	-17.12*** [0]	-3.214*** [3]	-11.229*** [0]	-21.85*** [0]	-17.01*** [0]	-12.44*** [1]	-8.582*** [7]	-19.47*** [0]	-4.935*** [1]
ERS	DL_i	0.241*** [0]	2.208*** [6]	0.396*** [1]	2.213*** [6]	0.151*** [7]	0.410*** [4]	0.265*** [0]	0.349*** [0]	0.445*** [1]	0.250*** [0]	0.895*** [6]
	LI_i	0.240*** [0]	1.378*** [0]	0.428*** [1]	1.191*** [1]	0.281*** [0]	0.317*** [0]	0.502*** [0]	0.350*** [0]	0.361*** [3]	0.386*** [1]	1.177*** [1]
	MI_i	0.277*** [0]	0.300*** [0]	0.262*** [0]	1.667*** [2]	0.253*** [0]	0.304*** [0]	1.019*** [0]	0.247*** [0]	0.256*** [0]	0.003*** [5]	1.623*** [1]
NP-MZa	DL_i	-101.5*** [0]	-66.85*** [0]	-61.62*** [1]	-10.91*** [6]	-74.99*** [0]	-74.64*** [0]	-62.69*** [1]	-70.81*** [0]	-54.58*** [1]	-97.50*** [0]	-34.63*** [0]
	LI_i	-101.5*** [0]	-11.72*** [2]	-51.14*** [1]	-20.63*** [1]	-87.10*** [0]	-78.47*** [0]	-50.06*** [1]	-74.70*** [0]	-67.13*** [3]	-63.07*** [1]	-29.92*** [1]
	MI_i	-88.49*** [0]	-50.64*** [0]	97.18*** [0]	-14.38*** [2]	-97.52*** [0]	-32.09*** [6]	-3.087*** [1]	-165.7*** [1]	-141.7*** [1]	-87.42*** [0]	-15.98*** [2]
ADF	$e_{L,t}$	-2.839 [0]	-5.358*** [1]	-2.894** [2]	-0.943 [0]	-2.494 [0]	-4.028*** [5]	-4.776*** [2]	-3.166*** [2]	-1.229 [8]	-4.516*** [1]	-5.192*** [0]
	$e_{L,t}$	-1.748 [0]	-8.286*** [0]	-2.739 [1]	-1.732 [4]	-2.020 [0]	-3.173*** [1]	-4.564*** [2]	-2.360 [2]	-0.240 [10]	-4.069*** [1]	-2.044 [0]
	$e_{L,t}$	35.44 [0]	0.720** [1]	1.650*** [2]	17.83 [0]	3.210 [0]	1.067*** [5]	0.877*** [2]	1.271*** [2]	6.794 [8]	0.961*** [1]	0.780*** [0]
NP-MZa	$e_{L,t}$	8.362 [0]	3.779 [0]	1.824*** [1]	7.449 [0]	3.429 [0]	5.156 [0]	1.269*** [2]	2.242** [2]	27.63 [10]	0.829*** [1]	19.11 [0]
	$e_{L,t}$	-0.335 [0]	-36.32*** [1]	-14.83*** [2]	-1.087 [0]	-7.862 [0]	-17.81*** [5]	-26.10*** [2]	-19.81*** [2]	-3.611 [8]	-28.31*** [1]	-38.09*** [0]
	$e_{L,t}$	-3.258 [0]	-9.782*** [0]	-13.49*** [1]	-3.258 [0]	-7.324 [0]	-6.808 [0]	-18.01*** [2]	-11.42*** [2]	0.415 [10]	-29.30*** [1]	-1.218 [0]

註：ADF 方程式包括常數項，括號[]為落遲差分項的期數由最小的SIC值決定，最大的落遲期數為15。1%，5%水準之ADF檢定臨界值分別為-3.463，-2.876 (參閱MacKinnon, 1996)；ERS 檢定臨界值分別為1.916，3.171 (參閱Elliott, Rothenberg and Stock, 1996之表1)；與NP-MZa 檢定臨界值分別為-13.80，-8.100 (參閱Ng and Perron, 2001之表1)。***，**分別代表在1%，5%的顯著水準下顯著。
 $e_{L,t} = DL_{jt} - MI_{jt}$ ， $e_{L,t} = LI_{jt} - MI_{jt}$ ，ADF 方程式包括常數項，括號[]為落遲差分項的期數由最小的SIC值決定，最大的落遲期數為15。1%，5%水準之ADF檢定臨界值分別為-3.463，-2.876 (參閱MacKinnon, 1996)；ERS 檢定臨界值分別為1.916，3.171 (參閱Elliott, Rothenberg and Stock, 1996之表1)；與NP-MZa 檢定臨界值分別為-13.80，-8.100 (參閱Ng and Perron, 2001之表1)。***，**分別代表在1%，5%的顯著水準下顯著。

(1) 銀行間貨幣市場利率的改變完全轉嫁至存款（或放款）利率，此時存款人（或借款人）將完全承擔銀行間所有融資的調整成本，(2) 銀行對貨幣市場利率的改變，不存在利率的加碼 (mark-up) 或減碼 (mark-down) 定價。²

由表2的結果得知，在5%的顯著水準下，存款利率與貨幣市場利率之間完全轉嫁長期關係具定性特徵的國家計有：香港、印尼、馬來西亞、菲律賓、新加坡、泰國、及美國等7國，此表示該國存款利率與貨幣市場利率之間完全轉嫁的長期均衡是一個穩定的長期關係。另一方面，放款利率與貨幣市場利率之間完全轉嫁的長期關係是穩定的國家，計有香港、印尼、馬來西亞、菲律賓、新加坡、及泰國等6國。

上述結果告訴我們，完全轉嫁的利率機制是穩定的，但是否有其他的誘因，使得上述國家有可能不會朝向此一長期關係調整，另外，對於完全轉嫁的長期關係不存在的國家，如：中國大陸、日本、南韓、台灣等，是否代表市場利率轉嫁機制便不存在？當完全轉嫁的機制關係可確保銀行貨幣政策運作有效率，但銀行是否一定朝向此路徑前進，或是依循另一個較為合適的長期關係，在此情況下，利率轉嫁機制可能存在多重均衡。以下，我們繼續發掘此問題。

我們設定第 i 國存款利率與貨幣市場利

率之間不完全轉嫁的長期關係式為：

$$DI_i_t = \alpha_0 + \alpha_1 MI_i_t + e_{D_it} \quad (9)$$

而放款利率與貨幣市場利率之間不完全轉嫁的長期關係式為：

$$LI_i_t = \beta_0 + \beta_1 MI_i_t + e_{L_it} \quad (10)$$

(9) 與 (10) 式的參數 α_0 與 β_0 ，分別代表當貨幣市場利率改變時，存款利率與放款利率的定價，存在利率的加碼（ α_0 與 β_0 顯著為正）或減碼定價（ α_0 與 β_0 顯著為負）。轉嫁係數 α_1 與 β_1 分別表示存款利率與放款利率對貨幣市場利率的反應程度，當 α_1 、 β_1 值等於1時，表示存在完全轉嫁的機制； α_1 、 β_1 值介於0與1之間時，表示存在不完全的轉嫁關係；而當 α_1 、 β_1 值大於1時，表示存在過度調整的轉嫁關係。

表3列出了各市場存、放款利率模型，不完全轉嫁的長期關係下，長期參數的估計值。參數 α_0 與 β_0 估計值，存款利率模型，印尼、韓國、馬來西亞、菲律賓、新加坡和泰國等6國存在顯著的加碼效果，而中國大陸的存款利率存在顯著的減碼效果；其他國家，香港、日本、台灣與美國等4國不存在顯著的加碼效果。另外，放款利率的結果，所有國家均存在顯著的加碼

² Ng and Peron (2001) 4個單根檢定，MZA、MZt、MSB、與MPT的結果一致，為節省篇幅，表2僅列出MZA檢定結果。

表3 Engle-Granger 共整合參數值與共整合檢定

係數	CHA	HK	IND	JAP	KOA	MAL	PHI	SIG	TWN	THA	US
存款利率模型											
α_0	-1.365(0.000)	-0.113(0.579)	10.35(0.000)	0.124(0.512)	3.975(0.000)	0.876(0.017)	4.218(0.000)	0.628(0.035)	0.510(0.130)	2.716(0.000)	0.167(0.626)
α_1	1.165(0.000)	0.855(0.000)	0.452(0.000)	0.521(0.000)	0.438(0.000)	0.876(0.000)	0.513(0.000)	0.637(0.000)	0.163(0.004)	0.676(0.000)	0.990(0.000)
H_0 : 無共整合關係	-3.063[13]	-3.334[2]	-4.167***[0]	-2.721[0]	-2.635[0]	-5.175***[4]	-2.812[2]	-2.679[2]	-1.924[8]	-3.770**[1]	-5.209***[0]
放款利率模型											
β_0	3.165(0.000)	4.921(0.000)	16.87(0.000)	2.135(0.000)	5.914(0.000)	5.440(0.000)	7.925(0.000)	5.073(0.000)	6.712(0.000)	7.063(0.000)	3.442(0.000)
β_1	0.776(0.000)	0.627(0.000)	0.253(0.000)	0.731(0.000)	0.336(0.000)	0.652(0.000)	0.582(0.000)	0.325(0.000)	0.250(0.000)	0.524(0.000)	0.857(0.000)
H_0 : 無共整合關係	-3.327 [0]	-4.838*** [1]	-2.354 [1]	-1.910 [0]	-1.785 [0]	-2.797 [1]	-2.719 [2]	-3.503 **[1]	-4.237*** [0]	-3.797** [1]	-2.482 [0]

註：存款利率模型的長期關係式為： $DL_i = \alpha_0 + \alpha_1 ML_i + e_{D,i}$ ，放款利率模型的長期關係式為： $LL_i = \beta_0 + \beta_1 ML_i + e_{L,i}$ 。Engle-Granger 共整合檢定 ADF 落遲差分項的期數由最小的 SIC 決定，最大的落遲期數為 15，[] 內為最適落遲期數。小括號() 為係數檢定之 P 值，*** 與 ** 分別代表在 1% 與 5% 的顯著水準下顯著，1% 與 5% 的顯著水準分別為 -3.98 與 -3.38，相關臨界值詳見 MacKinnon (1996)。

效果。

分析利率轉嫁參數估計值 α_1 與 β_1 ，存款利率模型的估計結果，中國大陸存在過度調整的轉嫁關係 ($\hat{\alpha}_1=1.165$)，其他國家存在不完全轉嫁的效果，其中，美國轉嫁比率最接近1，為0.99；而台灣的轉嫁比率最低，為0.163。放款利率方面，所有國家均存在不完全轉嫁的效應。綜合來說，11個國家中，以美國的轉嫁比率最大，台灣最小。

由表3的結果我們發現，各國零售利率轉嫁效果不一致的現象，說明了某些國家銀行融資利息成本的增加，並不會完全轉嫁到市場零售利率，且存、放款利率的反應程度也不一致。中國大陸的結果，存款利率不合理的長期轉嫁參數，可能反應出對稱長期共整合關係可能不存在。由於各國金融市場開放程度與交易型態有很大的差異，轉嫁效果也不一定相同。為了進一步確認各市場存、放款利率與貨幣市場利率之間的長期關係是否穩定，我們必須進行共整合關係檢定。

共整合檢定目的在檢驗利率之間的轉嫁關係是否為一穩定關係，當此一關係穩定，則利率轉嫁機制存在。我們利用 (9)、(10) 式的估計結果，檢定誤差修正項 \hat{e}_t 是否具對稱定性的特質，利用 Engle and Granger (1987) 共整合檢定的檢驗結果顯示，存款利率模型共整合關係存在的國家計有：印尼、馬來西亞、泰國、與美國等4國，放款利率模型則計有：香港、新加坡、台灣、與泰國等4國；美國的存款利率

模型的檢定結果與表2的檢定結果相同，完全轉嫁的機制是穩定的。我們進一步檢定不對稱的轉嫁機制。

我們利用長期均衡誤差值 \hat{e}_{t-1} 的變化，求算出區隔模型狀態的門檻值。我們同時檢驗完全與不完全轉嫁的長期均衡關係，是否具不對稱門檻共整合效果，最適門檻值，我們利用 Chan (1993) 的方法，以最小殘差平方和 (sum of squared errors) 來決定。

當求解出合適門檻值後，我們利用 Φ 檢定統計量檢驗存（放）款利率模型是否存在穩定的不對稱共整合關係，虛無假設為 $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$ ，當拒絕此一虛無假設，且 $\rho_1 \neq 0$ 與 $\rho_2 \neq 0$ 時，表示存在穩定的共整合關係。在共整合關係存在時，我們進一步檢定對稱的虛無假設 $H_0: \rho_1 = \rho_2$ 是否成立，若拒絕此一虛無假設，表示存在不對稱穩定的共整合關係，反之，則存在著對稱穩定的共整合關係。

表4報告利用完全轉嫁的長期誤差值作為指標變數，TAR與MTAR不對稱門檻共整合檢定的結果。第 i 國存款利率模型誤差修正項為 $e_{d, it} = DI_{it} - MI_{it}$ ，放款利率模型誤差修正項為 $e_{l, it} = LI_{it} - MI_{it}$ 。根據表4報告的結果，TAR檢定中，存款利率模型存在不對稱共整合關係的國家計有：馬來西亞、新加坡、與美國等3個國家。放款利率模型存在不對稱共整合關係的國家僅菲律賓一國，而菲律賓存款利率模型為對稱穩定的共整合關係。MTAR檢定中，存款利率模型存在不對稱共整合關係的國家計有：

表4 利率完全轉嫁的TAR和MTAR 共整合檢定

國家	利率模型	TAR共整合檢定				MTAR共整合檢定			
		落遲期數	Φ	F	τ	落遲期數	Φ	F	τ
CHA	DI_CHA	5	1.137	0.019 (0.888)	-0.990	5	0.955	0.001(0.967)	0.000
	LL_CHA	5	0.016	0.032(0.856)	0.900	5	5.332e-04	0.001(0.975)	0.000
HK	DI_HK	3	3.535	0.391(0.532)	-1.460	3	4.934	3.122(0.079)*	-0.350
	LL_HK	3	1.141	1.884(0.172)	3.370	2	1.967	3.161(0.077)*	-0.500
IND	DI_IND	2	4.419	0.362(0.547)	4.840	2	4.313	0.158(0.691)	16.90
	LL_IND	2	2.559	0.629(0.428)	3.590	2	2.867	1.232(0.268)	-2.100
JAP	DI_JAP	2	0.859	0.003(0.954)	-1.174	2	2.650	3.554(0.060)*	-0.043
	LL_JAP	4	0.752	1.097(0.296)	1.456	4	0.202	0.0005(0.980)	-0.078
KOA	DI_KOA	1	2.780	0.350(0.554)	-3.200	1	2.733	0.258(0.611)	-0.600
	LL_KOA	1	2.548	0.283(0.595)	-4.700	1	2.471	0.134(0.714)	-0.600
MAL	DI_MAL	4	16.86***	14.87(0.000)***	0.105	4	14.45***	10.44(0.001)***	-0.100
	LL_MAL	4	1.490	0.344 (0.558)	2.924	4	1.887	1.126(0.289)	-0.271
PHI	DI_PHI	2	9.750***	0.005(0.940)	-4.526	2	11.54***	3.274(0.071)*	0.102
	LL_PHI	3	6.734*	5.091(0.025)**	0.678	2	16.30***	19.72(0.000)***	-0.140
SIG	DI_SIG	2	6.881*	6.170(0.013)**	-2.930	2	13.29***	18.54(0.000)***	0.350
	LL_SIG	2	0.405	0.223(0.636)	1.210	2	0.778	0.968(0.326)	0.240
TWN	DI_TWN	8	0.519	0.098(0.753)	-1.853	7	1.930	2.832(0.094)*	0.478
	LL_TWN	8	0.057	0.071(0.789)	1.136	8	2.140	4.268(0.040)**	-0.517
THA	DI_THA	6	4.432	8.225e-06(0.997)	2.916	6	5.394	1.840(0.176)	1.230
	LL_THA	6	1.388	0.173(0.677)	0.880	6	1.636	0.661(0.417)	-0.430
US	DI_US	1	12.57***	7.979(0.005)***	0.300	1	8.261**	0.001 (0.964)	0.050
	LL_US	8	3.682	6.928(0.009)	2.970	8	0.637	0.851(0.357)	-0.040

註：存款利率模型誤差修正項： $e_{d,ir} = DI_{i,t} - MI_{i,t}$ ，放款利率模型誤差修正項： $e_{l,ir} = LL_{i,t} - MI_{i,t}$ 。我們取最大的落遲期數為15期，最適落遲期數的選擇是確保殘差一為白噪音，檢測結果兩利率模型TAR 與MTAR檢定法的落遲差分項期數詳如表列。小括號()為P值。***、**及* 分別代表在1%、5%及10%的顯著水準下顯著。 Φ 檢定統計量的臨界值參閱Wane et al. (2004) 的表2。

馬來西亞、菲律賓、與新加坡等3國，而放款利率模型存在不對稱共整合關係的國家亦只有菲律賓，美國的存款利率是對稱穩定的長期關係。

表5報告利用不完全轉嫁長期誤差值為門檻變數的檢定結果。第 i 國存款利率模型誤差修正項為 $e_{D_{it}} = DI_{it} - \alpha_0 - \alpha_1 MI_{it}$ 與放款利率模型誤差修正項為 $e_{L_{it}} = LI_{it} - \beta_0 - \beta_1 MI_{it}$ 。TAR檢定結果顯示，存款利率模型存在不對稱共整合關係的國家計有：香港、印尼、馬來西亞、台灣、與美國等5國，放款利率模型存在不對稱共整合關係的國家計有：香港與台灣等2國，其中，中國大陸與新加坡的放款利率為對稱穩定的共整合關係。MTAR檢定結果顯示，存款利率模型存在不對稱共整合關係的國家計有：香港、馬來西亞、菲律賓、新加坡、與台灣等5國，放款利率模型存在不對稱共整合關係的國家計有：香港、菲律賓、與台灣等3國。其中，新加坡的放款利率和美國的存款利率為對稱穩定的共整合關係。

比較表4與表5，在不完全轉嫁的假設下，存在長期共整合的結果比完全轉嫁假設下為多。此表示零售利率與貨幣市場利率之間的轉嫁關係，由不完全轉嫁利差值的動能進行調整，更能描述出景氣差異對利率的影響。

另外，根據表4、5結果，各國估計的門檻值有正有負，充分反應圖1貨幣市場利率波動的特性，在其調整過程中，若存、放款利率高於貨幣市場拆款利率，則門檻值為正，否則為負，此一特徵與 Iregui et

al.(2002) 應用完全轉嫁模型，發現哥倫比亞與墨西哥的存、放款與拆款利率門檻值或正或負的結論一致。

我們將表2、3、4、與5的檢定結果彙整於表6，符號“V”表示利率轉嫁機制是對稱穩定，而符號“O”表示利率轉嫁機制是不對稱穩定。完全與不完全轉嫁之結果，依據表2與表3的係數檢定結果判斷，當轉嫁係數顯著小於1，判斷為不完全轉嫁；若轉嫁係數無法拒絕等於1的虛無假設，且加（減）碼係數均不顯著下，判斷為完全轉嫁。依據 Enders and Siklos (2001) 及 Sander and Kleimeier (2004) 的判斷準則，若對稱與不對稱共整合關係均存在時，模型為不對稱利率轉嫁機制。

我們將表6的結果歸納如下：11個國家中，7個國家出現不對稱調整的利率轉嫁效果，2個國家為對稱調整，2個國家沒有任何調整機制，其中，(1) 共整合關係不存在的有：中國大陸、日本、韓國等3國的存款利率，以及日本、韓國、與美國等3國的放款利率，(2) 存在對稱且完全轉嫁機制的有：印尼與馬來西亞等2國的放款利率，(3) 存在不對稱且完全轉嫁機制僅有美國的存款利率，(4) 存在對稱且不完全轉嫁機制的有：中國大陸、新加坡、與泰國等3國的放款利率，以及泰國的存款利率；(5) 存在不對稱且不完全轉嫁機制的有：香港、印尼、馬來西亞、菲律賓、新加坡、以及台灣等6國的存款利率，香港、菲律賓、以及台灣等3國的放款利率。

探討利率轉嫁是否存在不對稱，Sander

表5 利率不完全轉嫁的TAR和MTAR 共整合檢定

國家	利率模型	TAR共整合檢定				MTAR共整合檢定			
		落遲 期數	Φ	F	τ	落遲 期數	Φ	F	τ
CHA	DI_CHA	5	2.575	0.006(0.934)	0.532	5	2.571	0.0004(0.982)	0.000
	LL_CHA	1	6.518**	1.262(0.262)	-0.120	1	6.159	0.588(0.444)	0.000
HK	DI_HK	1	13.31***	5.742(0.018)**	-0.889	1	15.40***	9.360(0.002)***	-0.410
	LL_HK	1	15.05***	5.822(0.017)**	-0.756	1	17.29***	9.602(0.002)***	-0.313
IND	DI_IND	2	6.489*	2.781(0.096)*	-2.559	6	6.340	0.161(0.688)	-1.181
	LL_IND	7	4.251	0.152(0.696)	-2.202	7	5.211	1.990(0.159)	-0.717
JAP	DI_JAP	1	4.672	1.186(0.277)	0.404	1	6.445	4.593(0.033)**	-0.058
	LL_JAP	4	2.950	1.440(0.231)	0.317	4	5.704	6.823(0.009)***	0.057
KOA	DI_KOA	1	4.183	1.196(0.275)	-1.474	1	4.861	2.505(0.115)	-0.391
	LL_KOA	1	1.695	0.211(0.646)	-1.299	2	5.351	7.637(0.006)***	-0.264
MAL	DI_MAL	4	19.36***	10.48(0.001)***	-0.264	4	18.60***	9.162(0.002)***	-0.107
	LL_MAL	1	4.287	0.971(0.325)	-0.797	1	3.986	0.392(0.531)	-0.193
PHI	DI_PHI	2	4.501	1.051(0.306)	-2.775	2	7.258**	6.352(0.012)**	0.897
	LL_PHI	2	3.784	0.323(0.570)	-2.985	2	15.81***	23.53(0.000)***	1.976
SIG	DI_SIG	2	3.622	0.047(0.827)	-0.732	1	10.46***	7.994(0.005)***	0.239
	LL_SIG	1	6.088*	6.088(0.923)	-0.538	1	6.620*	1.011(0.315)	0.089
TWN	DI_TWN	6	6.691***	4.432(0.036)**	0.317	8	19.07***	33.78(0.000)***	0.081
	LL_TWN	5	12.63*	15.47(0.000)*	-0.601	3	12.82***	16.68(0.000)***	-0.127
THA	DI_THA	6	2.047	0.123(0.725)	-2.191	6	2.928	1.848(0.175)	-0.520
	LL_THA	6	2.193	0.008(0.926)	1.224	6	2.560	0.725(0.395)	-0.381
US	DI_US	1	15.82***	7.926(0.005)***	0.176	1	11.41***	0.001(0.969)	-0.010
	LL_US	8	4.101	1.867(0.173)	0.336	8	3.870	1.420(0.234)	0.071

註：存款利率模型誤差修正項： $e_{D,t} = DI_{i,t} - \alpha_0 - \alpha_1 MI_{i,t}$ ，放款利率模型誤差修正項： $e_{L,t} = LI_{i,t} - \beta_0 - \beta_1 MI_{i,t}$ 我們取最大的落遲期數為15期，最適落遲期數的選取是確保殘差一為白噪音，檢測結果兩利率模型TAR與MTAR檢定法的落遲差分項期數詳如表列。小括號(.)為p值。***、**及*分別代表在1%、5%及10%的顯著水準下顯著。 Φ 檢定統計量的臨界值參閱Wane et al. (2004)的表2。

表6 對稱與非對稱共整合檢定結果比較

國家	利率模型 檢定法	對稱模型 完全轉嫁		對稱模型 不完全轉嫁		不對稱模型 完全轉嫁		不對稱模型 不完全轉嫁		調整方式	轉嫁程度
		ADF	Engle-Granger	TAR	MTAR	TAR	MTAR	TAR	MTAR		
CHA	DL_CHA							V		對稱	不完全轉嫁
	LL_CHA								O	不對稱	不完全轉嫁
HK	DL_HK	V		O						不對稱	不完全轉嫁
	LL_HK	V	V					O		不對稱	不完全轉嫁
IND	DL_IND	V	V							不對稱	不完全轉嫁
	LL_IND	V						O		對稱	完全轉嫁
JAP	DL_JAP										
	LL_JAP										
KOA	DL_KOA										
	LL_KOA										
MAL	DL_MAL	V	V			O			O	不對稱	不完全轉嫁
	LL_MAL	V								對稱	完全轉嫁
PHI	DL_PHI	V		V					O	不對稱	不完全轉嫁
	LL_PHI	V								不對稱	不完全轉嫁
SIG	DL_SIG	V		O					O	不對稱	不完全轉嫁
	LL_SIG	V	V						V	對稱	不完全轉嫁
TWN	DL_TWN									不對稱	不完全轉嫁
	LL_TWN							O	O	不對稱	不完全轉嫁
HK	DL_THA	V	V							不對稱	不完全轉嫁
	LL_THA	V	V							對稱	不完全轉嫁
US	DL_US	V	V							對稱	不完全轉嫁
	LL_US					O	V		V	不對稱	完全轉嫁

註：符號“V”表示利率轉嫁機制是對稱，而符號“O”表示利率轉嫁機制是不對稱。完全與不完全轉嫁依據表2與表3的係數檢定結果判斷，當轉嫁係數顯著小於1，判斷為不完全轉嫁；若轉嫁係數無法拒絕等於1的虛無假設，且加(減)碼係數均不顯著下，判斷為完全轉嫁。另外，依據Enders and Siklos (2001)以及Sander and Kleimeier (2004)，當對稱與不對稱共整合關係均存在時，模型判斷為不對稱利率轉嫁機制。

and Kleimeier (2002) 在市場不完全競爭與調整成本的架構，發現歐盟國家存、放款利率均存在不對稱的調整；Scholnick (1996) 以馬來西亞、新加坡為研究對象，實證發現二國利率機制亦存在不對稱調整；Lim (2001) 實證發現澳大利亞的存、放款利率轉嫁機制為不對稱，Irequi et al. (2002) 發現哥倫比亞與墨西哥的存、放款利率均存在不對稱調整的現象。國內文獻，黃仁德 (1999) 利用向量自我迴歸 (VAR) 模型分析台灣貨幣政策的利率傳導機制，忽略了長期不對稱調整機制的存在，而何棟欽 (2001) 只關注對稱的利率轉嫁機制，亦忽略不對稱的調整機制。另外，其他相關文獻，王健安與沈中華 (2003) 分析訊息不對稱、公司投資與銀行融資限制之關係，實證結果發現公司投資與銀行融資限制之關係，會因為訊息不對稱而有不同的影響；沈中華與池祥麟 (2003) 發現，對投資人保護程度的不同，會影響銀行盈餘管理措施，且各國銀行業「避免發生虧損」比「避免盈餘下降」的行為更為顯著，皆可能影響銀行利率的定價機制。

為何某些國家的利率轉嫁機制不存在？如日本與韓國，當利率不是由市場機制所決定時，借款人與存款人對資金成本與利息收入比較不敏感，銀行所追求的目標可能不是利潤的極大化，此時左右一國銀行機構的授信，可能是一國政府對某些經濟政策的支持多於倒帳的風險與資金成本或盈餘的考量。基於這些因素，利率機

制的效率可能會下降或無效，甚至以利率作為貨幣政策的工具會變得成效不彰。在貨幣政策的決策過程中，若是滲入太多對利率改變所帶來的影響，利率便不是一個良好的貨幣政策執行的工具。

為何利率定價會存在不對稱的調整？在存款利率方面，景氣不好時，銀行會調降資金有餘單位的存款利率來減少利息成本；而景氣好時，銀行會調升資金有餘單位的存款利率，吸引存款人存款。在放款利率方面，景氣不好時，銀行會調降資金赤字單位的放款利率吸引投資人借款；而景氣好時，銀行會調升資金赤字單位的放款利率，以增加收入；另外，不對稱利率轉嫁因素尚包括市場不完全競爭、調整成本 (Hannan and Berger, 1991；Sander and Kleimeier, 2002)、偏離長期均衡的程度 (Sander and Kleimeier, 2002) 及波動的影響 (Mojon, 2000) 等。

為何轉嫁比率非一比一？根據古典理論，銀行之間處於完全競爭及充份的訊息下，價格會等於邊際成本，表示價格的改變反應邊際成本變動的比率為一，此時存在對稱且完全轉嫁的利率機制。本文的實證結果，只有美國存款利率的定價符合此理論。然而，當市場遠離完全競爭而朝向寡佔競爭時，價格改變反應邊際成本的變動不會是一比一的比率，許多理論可以說明此結果，如逆選擇 (adverse selection)、轉換成本 (switching cost)、消費者的非理性行為 (consumer irrationality) 以及風險分擔

(risk sharing) 等理論³。此外，在確定的訊息下，銀行可能過度反應或不反應政策利率的調整 (Horváth et al., 2004)⁴，本研究中國大陸存款利率的定價存在過度反應的現象，但檢定結果此關係並非是穩定的長期關係，而De Bondt (2005) 則發現放款利率反應貨幣市場利率可能存在過度調整的現象，即轉嫁參數值會大於1。另外，本研究的結果亦發現，當貨幣市場利率增加（減少）時，存、放款利率固定的加（減）碼定價便成爲各國銀行普遍利用的工具。

本文的實證結果，樣本國家中，印尼、馬來西亞、及新加坡等3國的存款利率存在不對稱不完全的利率轉嫁機制，但放款利率卻無此現象，一個可能的解釋是，此3國存款利率需求彈性均大於放款利率，存款利率能夠快速反應利率調整的不對稱訊息，因此，存、放款需求彈性差異，可能影響利率轉嫁機制。事實上，每個國家金融環境不相同，不對稱利率轉嫁的原因可能各有不同。例如，沈中華與張雲翔 (2002) 指出，銀行數目、政府紀律、與管理能力會影響銀行利潤，進而可能影響存、放款利率的決定。Shen (2006) 則認爲，金融監督體系的決定與央行對銀行監督、銀行活動的限制有關，增加監督與限制可能影響銀行利率的調整與轉嫁程度。我們參考沈中華與張雲翔 (2002)、Shen (2006) 的

論點，以及世界銀行(World Bank) 金融調查資料庫 (Finance Research Datasets) 的統計資料，歸納出11種指標特性於表7，或許可提供可能的解釋。例如表7中，中國大陸對銀行限制仍大，銀行集中度高，但缺乏良好的金融監督，利率調整機制可能不存在；相反的，銀行愈競爭，銀行集中度低，利率可能完全轉嫁（如美國）。另外，央行監督銀行程度愈高，利率調整存在完全轉嫁的可能（如印尼、馬來西亞、美國）。但限制銀行投資活動，加上較嚴格的金融監督，亦可能使利率機制不存在（如日本與韓國）。此外，我們發現，不完全轉嫁機制存在的國家，除新加坡外，一個共同的特性是，金融監督指標表現低，且央行會監督銀行，一般來說，央行對銀行進行監督管理，易於確保貨幣政策執行的效率，促使利率轉嫁機制存在，但由於金融監督指標低，各國銀行可能不會立即或完全反應央行政策利率的調整，可能視不同的訊息，進行不對稱的調整。

4. 結論

本研究利用Engle and Granger (1987) 共整合檢定與Enders and Siklos (2001) 建議的不對稱門檻共整合檢定，檢驗亞洲與美國等11個國家，金融市場的存、放款利率與

³ 此部份可參閱Lowe and Rohling (1992)。

⁴ Horváth et al. (2004)認爲，銀行可能事先反應政策利率的調整，預期成本上升而事先調整利率，此現象比較常發生在以短支長(或借長補短)的存款利率上。

表7 各國銀行特性比較

	CHA	HK	IND	JAP	KOA	MAL	PHI	SIG	THA	TWN	US
銀行家數		177	81	401	83	111	61	80	64	53	1715
政府紀律與管理能力		8.76	3.95	9.29	6.24	7.78	3.91	9.02	5.53		9.65
好政府指標		43.85	21.88	46.86	33.55	38.54	20.42	44.95	29.67		47.61
金融監督指標	1	1	1	3	3	2	1	3	1	1	1
央行監督銀行	是	是	不是	不是	不是	不是	是	是	是	是	是
限制銀行投資	4	1	2	3	2	2	1	2	2		3
世界銀行國家所得分類	中低所得	高所得	中低所得	高所得	高所得	中上所得	中低所得	高所得	中低所得	高所得	高所得
央行資產/總金融資產				0.02	0.10	0.06	0.14	0.01	0.10		0.04
其他金融機構資產/總金融資產				0.46	0.33	0.30	0.16	0.15	0.22		0.63
銀行經常費用(成本)/總資產	0.01	0.04	0.03	0.02	0.02	0.02	0.04	0.02	0.02	0.02	0.04
銀行集中度	0.78	0.74	0.66	0.39	0.48	0.47	0.62	0.94	0.56	0.38	0.36

註：1. 銀行家數和政府紀律與管理能力，參閱沈中華與張雲翔(2002)之表2，統計期間為1995至1999年。政府紀律與管理能力指標介於1-10之間，指標值愈大表示政府效能愈好。

2. 好政府指標(good government index)、金融監督指標(financial supervision index)、央行監督銀行(central bank supervises banks)、限制銀行投資(restriction on banks' investment activities)等指標，參閱Shen (2006)之表1、表2與表A1、A2；其中好政府指標值介於0-50之間，愈大表示政府表現愈佳；金融監督指標若無整合(no integration)則為1；部份(partial)整合則為2；全部(full)整合則為3。若無限制銀行投資(unrestricted)，則為1；若為予許(permitted)，則為2；若為限制(restricted)，則為3；若為禁止(prohibited)，則為4。

3. 世界銀行國家所得分類、央行資產/總金融資產比(central bank assets / total financial assets)、其他金融機構資產/總金融資產(other financial institutions assets / total financial assets)、銀行經常費用(成本)/總資產(bank overhead costs / total assets)、銀行集中度(bank concentration)之資料來源為世界銀行Finance Research Datasets，銀行集中度係指一國最大三家銀行資產合計占全體銀行總資產之平均比率，表列之比率為1960至2004年之平均值。

貨幣市場利率之間轉嫁機制是否存在。傳統文獻利用對稱訊息的共整合檢定，檢驗轉嫁機制是否存在，常會得到不存在的結論。我們認為轉嫁機制在對稱訊息下不存在，但有可能存在於不對稱的訊息結構下，因此我們須進行對稱與不對稱模型的實證分析。

線性與非線性，或對稱與不對稱行為，在理論與實證上皆為可能，本文實證探討此一現象。Hannan and Berger (1991) 及 Sander and Kleimeier (2002) 認為市場不完全競爭與調整成本會使得利率轉嫁關係為非線性；Sander and Kleimeier (2002) 指出偏離長期均衡的程度，影響不對稱共積關係；Mojon (2000) 發現波動是造成不對稱共整合的另一因素。

我們比較對稱與不對稱共整合檢定的結果，來判斷各國利率轉嫁機制是否存在，長期關係是對稱穩定或是不對稱穩定，利率機制是完全轉嫁或是不完全轉嫁，我們發現利率的轉嫁機制有以下幾種模式：轉嫁機制不存在，對稱穩定且完全轉嫁的機制，對稱穩定且不完全轉嫁的機制，不對稱穩定且完全轉嫁的機制，以及不對稱穩定且不完全轉嫁的機制等5大類。

本研究的主要貢獻有：(1) 我們藉由分析亞洲國家銀行零售利率的轉嫁機制，可以了解亞洲國家各金融市場利率定價的行為模式，有利進行國際之間借貸的公司或個人，對於資金成本與收入來源的了解。(2) 不對稱訊息可能會使利率的轉嫁機制存在對稱或不對稱的調整過程，一國央行執

行貨幣政策時，必須關切訊息差異影響銀行利率的定價模式，貨幣政策的執行才會有效。(3) 由於各國利率可能存在多重均衡的機制，一國央行可藉由不同利率機制的優劣，適時執行貨幣政策。另一方面，多重均衡機制存在，亦提供一國央行執行貨幣政策時，是否對利率採行加碼或減碼的策略，以及藉由利率的轉嫁調整性質，避免執行錯誤的貨幣政策。 (4) 我們發現各國銀行對於存、放款利率的定價有一致性的作法，即當貨幣市場利率改變時，追求利潤極大化銀行一致性的策略是，與存、放款利率的作正向調整及正向的加(減)碼。

在世界經濟日趨整合的今日，國際之間資金的往來，各國利率的轉嫁效應影響了國家間資金的流通，一個健全的金融市場會使得國際間資金有餘者與資金缺乏者資金的往來更有效率，對於投資人決策的擬定和一國經濟的成長更是有所助益。本文研究發現，金融市場利率的決定以及利率之間的轉嫁過程，可能因為一國經濟政策、央行的管制或其他因素影響而不同，利率轉嫁機制不僅存在對稱的調整，亦可能存在不對稱的調整。最後，若考慮交易成本，利率轉嫁可能遵循Bec, Carrasco, and Salem (2004) 與Sander and Kleimeier (2004) 的三狀態 TAR模型，提供一個未來研究之參考。

參考文獻

- 王健安與沈中華 (2003), 「資訊不對稱環境下, 公司投資與銀行融資限制關係之研究」, 《管理學報》, 20, 頁713-740。
- 沈中華與池祥麟 (2003), 「從投資人保護觀點與展望理論探討各國銀行業盈餘管理之現象與動機」, 《經濟論文(財務金融特刊)》, 31 (3), 頁407-458。
- 沈中華與張雲翔 (2003), 「金融機構跨業經營及轉投資之利潤與風險-全球實證分析」, 《經濟論文》, 30, 頁277-310。
- 何棟欽 (2001), 「我國新台幣拆款利率與存、放款利率之關係及其傳遞效果的實證研究」, 《中央銀行季刊》, 23(3), 頁51-72。
- 黃仁德 (1999), 「我國央行貼放政策效果與貨幣政策傳導機能的實證分析」, 《中央銀行季刊》, 21(3), 頁49-75。
- Bec, F., M. Carrasco, and M. B. Salem (2004), “Tests for Unit Root versus Threshold Specification with an Application to the PPP,” *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 22, No.4, 382-395.
- Bohl, M. T., and P. Siklos (2001), “The Bundesbank's Inflation Policy and Asymmetric Behavior of the German Term Structure,” Working Paper. Wilfrid Laurier University.
- Borio, C. E. V. (1997), “The Implementation of Monetary Policy in Industrial Countries: A Survey,” *BIS Economics Papers*, No.47.
- Bredin, D., T. Fitzpatrick, and G.. O' Reilly (2001), “Retail Interest Rate Pass-Through: The Irish Experience,” *Central Bank of Ireland Technical Paper*, No.6.
- Burgstaller, J. (2005), “Interest Rate Pass-Through Estimates from Vector Autoregressive Models,” Economics Working Papers 2005-10, Department of Economics, Johannes Kepler University Linz, Austria.
- Chan, K. S. (1993), “Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model,” *The Annals of Statistics*, Vol.21, 520-533.
- Cottarelli, C., and A. Kourelis (1994), “Financial Structure, Bank Lending Rates and the Transmission Mechanism of Monetary Policy,” *IMF Staff Papers*, Vol.41, No.4, 587-623.
- De Bondt, G. (2005), “Interest Rate Pass-Through: Empirical Results for the Euro Area,” *German Economic Review*, Vol.6, No.1, 37-78.
- Ehrmann, M., L. Gambacorta, and J. Martinez-Pages (2001), “Financial Systems and the Role of Banks in Monetary Policy Transmission in the Euro Area,” ECB Working Paper, No.105.
- Elliott, G., T. J. Rothenberg, and J. H. Stock (1996), “Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root,” *Econometrica*, Vol. 64, No. 4, 813—836.
- Enders, W., and G. W. J. Granger (1998), “Unit-root Test and Asymmetric with an Example Using the Structure of Interest Rates,” *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.16, 304-311.
- Enders, W., and P. Siklos (2001), “Cointegration and Threshold adjustment. *Journal of Business and Economic Statistics*, 19, 166-176.
- Engle, R. F., and C. W. J. Granger (1987), “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing,”

- Econometrica*, Vol.55, 251-276.
- Freixas, X., and J. C. Rochet (1997), "Microeconomics of Banking," Cambridge MA: MIT Press.
- Frost, D., and R. Bowden (1999), "An Asymmetric Generator for Error Correction Mechanisms, with application to bank Mortgage-rate dynamics," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.17, 253-263.
- Fuertes, A. M., and S. A. Heffernan (2005), "Bank Heterogeneities in the Interest Rate Transmission Mechanism," Wolpertinger Conference Paper, Cass Business school, London, ESRC (reference RES-000-22-0862).
- Hannan, T. H., and A. N. Berger (1991), "The Rigidity of Prices: Evidence from the Banking Industry," *American Economic Review*, Vol.81, 938-945.
- Hansen, B. and B. Seo (2002), "Testing for Two-Regime Threshold Cointegration in Vector Error Correction Models," *Journal of Econometrics*, Vol.110, 293-318.
- Horváth, C., J. Krekó, and A. Naszódi (2004), "Interest Rate Pass-through in Hungary," MNB working paper.
- Iregui, A. M., C. Milas, and J. Otero (2002), "On The Dynamics Of Lending And Deposit Interest Rates In Emerging Markets: A Non-Linear Approach," *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, Vol.6, No.3, Article 4.
- Kleimeier, S. and H. Sander (2006), "Expected Versus Unexpected Monetary Policy Impulses and Interest Rate Pass-Through in Eurozone Retail Banking," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 30, 1839-1870.
- Lim, G. C. (2001), "Bank Interest Rates Adjustment: Are they Asymmetric?" , *Economic Record*, vol.77, 135-147.
- Lowe, P. and T. Rohling (1992), "Loan Rate Stickiness: Theory and Evidence," Research Discussion Paper, Reserve Bank of Australia.
- MacKinnon, J. G. (1996), "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests," *Journal of Applied Econometrics*, Vol.11, 601-618.
- Manna, M., H. Pill, and G. Quiros (2001), "The Eurosystems Operational Framework in the context of the ECB's Monetary Policy Strategy," European Central Bank.
- Mojon, B. (2000), "Financial Structure and the Interest Rate Channel of ECB Monetary Policy," ECB Working Paper, No. 40.
- Neumark, D., and S. Sharpe (1992), "Market Structure and the Nature of Price Rigidity," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.107, 657-680.
- Ng, S., and P. Perron, (2001), "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Test with Good Size and Power," *Econometrica*, Vol. 69, 1519-1554.
- Sander, H., and S. Kleimeier (2002), "Asymmetric Adjustment of Commercial Bank Interest Rates in the Euro Area: An Empirical Investigation into Interest Rate Pass-through," *Kredit und Kapital*, Vol.35, No.2, 161-192.
- Sander, H., and S. Kleimeier (2004), "Convergence in Eurozone Retail Banking? What Interest Rate Pass-Through Tells Us About Monetary Policy Transmission, Competition and Integration?," *Journal of International Money and Finance*. Vol. 23,

461-492.

- Scholnick, B. (1996), "Asymmetric Adjustment of Commercial Bank Interest Rates: Evidence from Malaysia and Singapore," *Journal of International Money and Finance*, vol.15, 485-496.
- Shen, C. H. (2006), "Determinants of the Financial Supervision System: Global Evidence," *Banks and Bank systems*, forthcoming.
- Tkacz, G. (2001), "Estimating the Fractional Order of Integration of Interest Rates Using a Wavelet OLS Estimator," *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, Berkeley Electronic Press, Vol. 5, No.1,1068-1068.
- Wane, A., S. Gilbert, and S. Dibooglu (2004), "Critical Values of the Empirical F-Distribution for Threshold," Calendar Year 2004 Discussion Papers for the Department of Economics Southern Illinois University, Carbondale.